Revista Estudios Económicos **23**, 9 - 24 (Junio 2012)
Disponible en www.bcrp.gob.pe/publicaciones/revista-estudios-economicos/estudios-economicos-no-23.html



Traspaso del tipo de cambio y metas de inflación en el Perú

DIEGO WINKELRIED*

Un fenómeno ampliamente documentado es la disminución del efecto traspaso del tipo de cambio a la inflación en la mayoría de países industrializados y en algunas economías emergentes. Una explicación macroeconómica, que ha ganado popularidad al explicar esta regularidad, es que una tasa de inflación baja y estable induce una disminución del efecto traspaso. Mediante el análisis de un modelo VAR estructural, este artículo presenta evidencia sobre una reducción similar del efecto traspaso en el Perú, hacia inicios de la década del 2000. Se argumenta que la adopción de un régimen creíble de inflación baja ha sido fundamental para reducir el traspaso del tipo de cambio.

Palabras Clave : Traspaso del tipo de cambio, metas de inflación, VAR estructural.
Clasificación JEL : C32, E31, E47, F31.

En economías abiertas las fluctuaciones del tipo de cambio afectan el comportamiento de la inflación doméstica, un fenómeno conocido como el "efecto traspaso" del tipo de cambio. La magnitud de este efecto es de primera importancia para el diseño de la política monetaria, al determinar si el Banco Central debe dedicar esfuerzos a controlar presiones de la depreciación nominal que podrían poner en riesgo la estabilidad de precios. Asimismo, estudios recientes como Flamini (2007) y Adolfson (2007) señalan que las características del traspaso podrían afectar inclusive la elección de la medida de inflación que el Banco Central debiera monitorear: la inflación compuesta exclusivamente por bienes producidos localmente o un concepto más amplio de inflación que incluya el precio de productos importados.

Considere la inflación típicamente medida como el cambio porcentual en el Índice de Precios al Consumidor (IPC). El efecto traspaso se manifiesta a través de dos canales. El primero es directo: algunos de los bienes que componen la canasta del IPC son importaciones o sustitutos cercanos a éstas. Un aumento del tipo de cambio (moneda local por dólares americanos) hace que inmediatamente los precios de los bienes adquiridos en dólares, expresados en moneda local, aumenten. Dado un dólar más caro, los importadores ajustarán sus precios en moneda local con el fin de mantener sus márgenes de ganancias, de modo que los consumidores terminarán pagando un mayor monto de dinero en moneda local para adquirir el mismo bien, generando así inflación.[1]

* Departamento de Modelos Macroeconómicos, Banco Central de Reserva del Perú, Jr. Antonio Miró Quesada 441, Lima 1, Perú. Teléfono: +511 613-2000 (e-mail: diego.winkelried@bcrp.gob.pe).
Este artículo presenta pormenores metodológicos y resultados adicionales a los publicados en Winkelried (2011a,b). El autor agradece los valiosos comentarios de Adrián Armas, César Carrera, Youel Rojas y participantes de seminarios en el BCRP.

[1] Este canal se refuerza si los precios de algunos bienes o servicios no transables, por ejemplo alquiler de vivienda, se fijan en dólares. En el caso peruano, cerca de 20% de los bienes del IPC de Lima (el indicador de inflación que controla el Banco Central) son importados o medidos en dólares.

El segundo canal es indirecto y puede entenderse como una cadena de distribución de bienes con tres etapas. Aunque la mayoría de los bienes en el IPC son producidos localmente, su fabricación requiere de insumos importados que están expresados en dólares. Así, en la primera etapa, un incremento del tipo de cambio conduce a mayores precios (en moneda local) de dichos insumos. En la segunda etapa, los importadores transfieren este incremento a los productores locales que experimentan un aumento en sus costos de producción. Para la tercera etapa, los productores locales intentarán mantener un margen de ganancias a través de mayores precios para los consumidores finales. De esta forma, se aprecia cómo la depreciación inicial afecta finalmente los precios al consumidor y con ello a la inflación. Por su parte, la presencia de costos de distribución y rigideces nominales suavizarían el impacto de la depreciación conforme se avanza a lo largo de la cadena de distribución.

Como puede deducirse, la magnitud del traspaso está estrechamente relacionada con la capacidad de los importadores y productores de transferir sus mayores costos a los consumidores, lo cual depende, a su vez, tanto de factores microeconómicos como macroeconómicos. Dentro de los factores microeconómicos, el grado de sustitución entre bienes domésticos e importados así como el nivel de competencia en la economía tienen un rol central (ver Goldberg y Knetter, 1997). Por ejemplo, Marazzi y Sheets (2007) observan una disminución sostenida en el traspaso del tipo de cambio a los precios de importación en Estados Unidos durante las últimas décadas. Ellos atribuyen el descenso a factores que promueven la competencia y mejoran las posibilidades de sustitución entre los bienes de consumo. Una tendencia decreciente similar en el traspaso para los países miembros de la OECD es discutida en Campa y Goldberg (2005), quienes argumentan que los cambios en el traspaso se explican por cambios profundos en la composición (por origen) de las importaciones.

Por otro lado, Taylor (2000) provee una interpretación macroeconómica interesante: la disminución del traspaso en economías industrializadas es resultado del entorno de baja inflación experimentado por éstos países durante los años 90, en contraste con las altas tasas de inflación registradas en décadas anteriores. En este punto, es importante comprender cómo pueden ser percibidos los choques al tipo de cambio por parte de los importadores y productores. Si el incremento en los costos debido a una depreciación es percibido como un fenómeno transitorio, los agentes pueden reducir temporalmente sus márgenes, ahorrándose los costos de menú de cambiar precios y simplemente esperar hasta que el choque revierta. Por el contrario, si el choque es percibido como permanente o altamente persistente, el ajuste de precios es inevitable. Dado que una economía está sujeta a choques nominales más persistentes cuanto mayor sea su inflación, surge el vínculo entre el nivel de inflación y el traspaso. En un entorno de alta inflación, importadores y productores podrán incrementar sus precios con mayor frecuencia, a la vez que los consumidores se mostrarán menos reticentes a dichos incrementos.

Una amplia literatura documenta la menor influencia del tipo de cambio sobre la inflación en las economías industrializadas durante la década de los 90, en contraste con lo ocurrido en los 70 y 80 (ver Takhtamanova, 2010, y sus referencias). Mihaljek y Klau (2008) presentan evidencia del mismo fenómeno, aunque no tan abundante ni concluyente, para el caso de economías emergentes. Una conclusión de este debate es que la reducción del traspaso del tipo de cambio ha sido tan rápida, pronunciada y generalizada que es difícil de explicar únicamente con consideraciones microeconómicas. De hecho, la interpretación macroeconómica de la reducción del efecto traspaso parece ofrecer una explicación más adecuada. La hipótesis del "entorno de baja inflación" ha sido contrastada empíricamente con éxito en Choudhri y Hakura (2006) y Takhtamanova (2010).

Una implicancia importante para la política monetaria, especialmente en economías emergentes, es que si el Banco Central consigue implementar un régimen creíble de baja inflación, entonces el traspaso del tipo de cambio deberá disminuir rápidamente. Esta hipótesis sería más relevante en países que han adoptado un régimen de meta de inflación ya que, tal y como sostienen Vega y Winkelried (2005), la

adopción de este régimen en economías en desarrollo ha contribuido significativamente a reducciones en el nivel y la volatilidad de la inflación. De hecho, muchas de estas economías han alcanzado niveles de inflación bajos y estables hacia finales de los 90. Por lo tanto, es probable que hayan experimentado, con una década de retraso, la reducción del efecto traspaso observada en el mundo industrializado.

El objetivo de esta investigación es evaluar los efectos de la adopción del régimen de metas de inflación en el traspaso del tipo de cambio en Perú.[2] El efecto traspaso se define como una respuesta normalizada de la inflación ante un choque del tipo de cambio en un sistema VAR estructural que, siguiendo a McCarthy (2007), modela explícitamente las diferentes etapas de la cadena de distribución. Para evaluar la evolución del traspaso a lo largo del tiempo, y sobre todo el efecto de adoptar un régimen de meta de inflación, se utilizan ventanas móviles tal que las primeras submuestras preceden a la adopción del régimen, mientras que las últimas incluyen sólo observaciones extraídas del nuevo régimen. La dinámica reciente de la inflación en el Perú comparte similitudes con la de otras economías emergentes, por lo que se considera que el análisis de este documento podría extenderse fácilmente a las experiencias de otros países en desarrollo.

El resto de la investigación se organiza de la siguiente manera. La sección 1 presenta el marco econométrico. En particular, desarrolla una métrica a partir de la función impulso-respuesta en un sistema VAR estructural, que puede interpretarse naturalmente como el efecto traspaso. La sección 2 resume la experiencia peruana de desinflación hacia la adopción completa de un régimen de metas de inflación en el año 2002. Este repaso nos permite comprender la evolución del efecto traspaso, que ha mostrado una notable disminución desde inicios de la década del 2000. Asimismo, se presentan diversos análisis de sensibilidad de los resultados empíricos, y se argumenta que la caída en el efecto traspaso es una característica robusta presente en los datos. La sección 3 presenta conclusiones y lista algunos temas de interés para la investigación futura.

1 Metodología

Una manera usual de estimar el efecto traspaso es por medio del coeficiente obtenido a partir de una regresión de los cambios en los índices de precios sobre variaciones del tipo de cambio nominal (ver, por ejemplo, Campa y Goldberg, 2005; Mihaljek y Klau, 2008). Esta práctica, lejos de ser idónea, implícitamente asume que cualquier movimiento en el tipo de cambio es exógeno, y más aún no controla apropiadamente por otros factores, aparte del tipo de cambio, que determinan la inflación. Por lo tanto, resulta necesario realizar un análisis multivariado.

Siguiendo a Clark (1999) y McCarthy (2007), se realiza un análisis de vectores autoregresivos (VAR) donde el grado del traspaso puede ser calculado como la sensibilidad en la respuesta de los precios domésticos (incluyendo los precios de las importaciones, del productor y consumidor) ante cambios inesperados en el tipo de cambio nominal. La forma estructural del sistema VAR puede ser vista como un modelo agregado y simple de fijación de precios a lo largo de la cadena distributiva.[3]

[2] Para estudios previos sobre el traspaso del tipo de cambio en Perú, véase Winkelried (2003) y Castillo y otros (2011).

[3] Cabe mencionar que una herramienta popular para analizar el efecto traspaso es el Modelo de Corrección de Errores (MCE), que es simplemente un modelo VAR en diferencias (por ejemplo, tasas de inflación) aumentado por un término que preserva la cointegración entre los niveles (por ejemplo, índices de precios). Sin embargo, como señala Hendry (2006), las conclusiones obtenidas a partir del análisis de la función de predicción del MCE (estrechamente relacionada con la FIR) pueden estar seriamente distorsionadas debido a la presencia de cambios determinísticos en las relaciones de cointegración. En vista de ello, se sigue la recomendación de Hendry de ignorar los términos de corrección de errores y trabajar con un VAR en diferencias. Esta aproximación brinda resultados más robustos cuando los datos pueden estar sujetos a quiebres estructurales (ya sean temporales o permanentes).

Medición del efecto traspaso

Considere el modelo VAR para un vector $\boldsymbol{y}_t$ de dimensión $k \times 1$ de variables aleatorias determinadas conjuntamente en el periodo t,

$$\boldsymbol{y}_t = \boldsymbol{\alpha} + \boldsymbol{A}(L)\boldsymbol{y}_{t-1} + \boldsymbol{\varepsilon}_t\,, \qquad \mathbb{E}(\boldsymbol{\varepsilon}_t) = \mathbf{0}\,, \qquad \mathbb{E}(\boldsymbol{\varepsilon}_t\boldsymbol{\varepsilon}_t{}') = \boldsymbol{\Omega} \qquad \text{y} \qquad \mathbb{E}(\boldsymbol{\varepsilon}_t\boldsymbol{\varepsilon}_s{}') = \mathbf{0} \text{ para } t \neq s\,, \tag{1}$$

donde $\boldsymbol{A}(L) = \boldsymbol{A}_1 + \boldsymbol{A}_2 L + \ldots + \boldsymbol{A}_p L^{p-1}$, $\boldsymbol{A}_i$ $(i = 1, \ldots, p)$ son matrices de coeficientes de dimensión $k \times k$, y L es el operador de rezago. La matriz de covarianzas de las innovaciones $\boldsymbol{\Omega}$ es $k \times k$ definida positiva.

Una cantidad clave para el análisis es la función impulso-respuesta (FIR) acumulada. La FIR mide el efecto de perturbaciones sobre los valores futuros esperados de las variables en un sistema dinámico. La manera más conveniente de describir una FIR acumulada es comparar la proyección $\boldsymbol{y}_{t+h}$ bajo el efecto de innovaciones $\boldsymbol{\varepsilon}_s = \boldsymbol{\delta}$ que afectan a la economía desde el periodo t en adelante (para $s \geq t$ y $s \leq t + h$), con una proyección en ausencia de dichas perturbaciones ($\boldsymbol{\varepsilon}_s = \mathbf{0}$). Para un modelo lineal como (1), la FIR acumulada está dada por

$$\boldsymbol{\Psi}_h \boldsymbol{\delta}\,, \tag{2}$$

donde $\boldsymbol{\Psi}_h = \boldsymbol{I}_k + \boldsymbol{\Theta}_1 + \boldsymbol{\Theta}_2 + \ldots + \boldsymbol{\Theta}_h$, y $\boldsymbol{\Theta}_i$ $(i = 1, 2, \ldots)$ son las matrices de dimensión $k \times k$ asociadas con la representación en medias móviles del sistema $\boldsymbol{y}_t = \boldsymbol{\mu} + \boldsymbol{\varepsilon}_t + \boldsymbol{\Theta}_1\boldsymbol{\varepsilon}_{t-1} + \boldsymbol{\Theta}_2\boldsymbol{\varepsilon}_{t-2} + \ldots$. Es bien sabido que $\boldsymbol{\Psi}_0 = \boldsymbol{I}_k$ y $\boldsymbol{\Psi}_\infty = [\boldsymbol{I}_k - \boldsymbol{A}(1)]^{-1}$.

La implementación de (2) depende de la composición de las innovaciones, definida en $\boldsymbol{\delta}$. Sin embargo, usualmente es difícil dar un significado conceptual claro para $\boldsymbol{\varepsilon}_t$. El enfoque tradicional para lidiar con esta complicación es imponer una estructura que vincule las k innovaciones del VAR con k *choques estructurales* a los que se les otorga una interpretación económica. Tal estructura toma la forma lineal $\boldsymbol{\varepsilon}_t = \boldsymbol{B}\boldsymbol{u}_t$, donde $\boldsymbol{B}$ es una matriz no singular de dimensión $k \times k$ y $\boldsymbol{u}_t$ es un vector de choques. Así, $\boldsymbol{\varepsilon}_t = \boldsymbol{\delta}$ está asociado con $\boldsymbol{u}_t = \boldsymbol{B}^{-1}\boldsymbol{\delta} = \boldsymbol{\delta}^*$, tal que (2) puede ser escrito como $\boldsymbol{\Psi}_h\boldsymbol{B}\boldsymbol{\delta}^*$, por lo que el vector de las k FIR acumuladas de $\boldsymbol{y}_{t+h}$ ante un impulso unitario en el i-ésimo choque estructural está dado por

$$\boldsymbol{\Psi}_h \boldsymbol{B} \mathbf{e}_i\,, \tag{3}$$

donde $\mathbf{e}_i$ es un vector selección de dimensión $k \times 1$ con un 1 en su i-ésimo elementos y 0 en el resto. Por lo tanto, este choque fija que $\boldsymbol{\delta}^* = \mathbf{e}_i$.

Suponga que el choque estructural al tipo de cambio corresponde al i-ésimo elemento de $\boldsymbol{u}_t$. Además, suponga que el c-ésimo elemento de $\boldsymbol{y}_t$ es una medida de la depreciación nominal, mientras que el d-ésimo elemento de $\boldsymbol{y}_t$ es una medida de la inflación bajo análisis. Luego, el efecto traspaso del choque del tipo de cambio luego de h periodos se define como

$$\psi_h(d) = \frac{\mathbf{e}_d{}'\boldsymbol{\Psi}_h\boldsymbol{B}\mathbf{e}_i}{\mathbf{e}_c{}'\boldsymbol{\Psi}_h\boldsymbol{B}\mathbf{e}_i}\,. \tag{4}$$

Note que luego de h periodos, el choque cambiario tiene un efecto acumulado igual a $\mathbf{e}_c{}'\boldsymbol{\Psi}_h\boldsymbol{B}\mathbf{e}_i$ sobre la depreciación nominal. Así, dada la linealidad de (1), al fijar $\boldsymbol{\delta}^* = \mathbf{e}_i/(\mathbf{e}_c{}'\boldsymbol{\Psi}_h\boldsymbol{B}\mathbf{e}_i)$ se produce un choque que genera una depreciación nominal de exactamente 1 por ciento después de h periodos. La definición de (4) es simplemente la respuesta acumulada de la inflación ante tal choque, y puede ser entendida como la fracción de la depreciación de 1 por ciento que se transmite a los precios domésticos.

Por otra parte, la expresión (4) en sí misma y su error estándar (usando el método delta) puede ser fácilmente calculada a partir de los resultados estándares en la estimación de un VAR estructural.

Modelo base

Considere un modelo VAR de $k = 6$ variables $\boldsymbol{y}_t = (\pi_t^*, a_t, s_t, \pi_t^m, \pi_t^w, \pi_t^c)'$, donde π_t^* es la inflación externa (medida en dólares), a_t mide la actividad económica, s_t es la depreciación nominal (el cambio porcentual del precio de la moneda local por dólar), y π_t^m, π_t^w, π_t^c son inflaciones de los precios de importaciones, del productor y del consumidor, respectivamente.

Siguiendo a McCarthy (2007), si $\boldsymbol{B}$ es igual a la descomposición de Cholesky de $\boldsymbol{\Omega}$, $\boldsymbol{BB}' = \boldsymbol{\Omega}$ donde $\boldsymbol{B}$ es una matriz triangular inferior, se obtiene un marco simple para realizar un seguimiento de las fluctuaciones del tipo de cambio para cada etapa de la cadena de distribución. Bajo este esquema de identificación, los choques estructurales $\boldsymbol{u}_t = \boldsymbol{B}^{-1}\boldsymbol{\varepsilon}_t$ son ortogonalizados; es decir, $\mathbb{E}(\boldsymbol{u}_t\boldsymbol{u}_t') = \boldsymbol{I}_k$.

La relación $\boldsymbol{\varepsilon}_t = \boldsymbol{Bu}_t$ (omitiendo los subíndices de tiempo para aliviar la notación) implica la estructura (casi) recursiva

$$\varepsilon^* = b_{11}u_1\,, \tag{5a}$$
$$\varepsilon^a = b_{21}u_1 + b_{22}u_2 + b_{23}u_3\,, \tag{5b}$$
$$\varepsilon^s = b_{31}u_1 + b_{32}u_2 + b_{33}u_3\,, \tag{5c}$$
$$\varepsilon^m = b_{41}u_1 + b_{42}u_2 + b_{43}u_3 + b_{44}u_4\,, \tag{5d}$$
$$\varepsilon^w = b_{51}u_1 + b_{52}u_2 + b_{53}u_3 + b_{54}u_4 + b_{55}u_5\,, \tag{5e}$$
$$\varepsilon^c = b_{61}u_1 + b_{62}u_2 + b_{63}u_3 + b_{64}u_4 + b_{65}u_5 + b_{66}u_6\,, \tag{5f}$$

donde la restricción $b_{23} = 0$ debe ser impuesta para alcanzar la identificación (exacta) de los choques estructurales. La variable u_1 puede ser interpretada como un choque de oferta externo y es identificada exclusivamente por la inflación externa. Por otro lado, los choques de demanda interna (u_2) se identifican a partir de las innovaciones en la actividad económica (a_t) después de tomar en cuenta el efecto contemporáneo del choque externo. De manera similar, los choques del tipo de cambio (u_3) son identificados a partir de la dinámica de la depreciación nominal (s_t) después de controlar por los efectos contemporáneos de los choques de oferta y demanda. Las innovaciones de las inflaciones en cada etapa de la cadena distributiva – importaciones, producción y consumo – se basan en diversos componentes. Los primeros tres componentes son los efectos de choques macroeconómicos (u_1, u_2 y u_3). Luego, se encuentran los efectos de los choques en las etapas previas de la cadena (por ejemplo, u_4 y u_5 para ε^c) que pueden ser considerados como los cambios en el poder de fijación de los precios y los márgenes de las firmas en esas etapas. Finalmente, se cuenta con el choque propio de la etapa (u_6).

Cabe mencionar dos puntos de importancia en el esquema de identificación. En primer lugar, la naturaleza recursiva de $\boldsymbol{B}$, al menos para las tres últimas ecuaciones en (5), provee un modelo natural de fijación de precios a lo largo de un proceso de distribución. Esto permite que los choques a la inflación de importaciones afecten la inflación doméstica del consumidor tanto de manera directa, como indirecta a través de sus efectos sobre la inflación del productor. Además, evita la retroalimentación contemporánea: los choques de inflación al consumidor afectan la inflación de las importaciones y del productor solamente a través de su efecto sobre la inflación esperada en periodos futuros.

En segundo lugar, un punto de discusión que surge al utilizar la descomposición de Cholesky es la identificación de los choques de demanda agregada y del tipo de cambio. Aunque el modelo asume que la actividad económica está afectada contemporáneamente por choques de oferta externos y de demanda, realmente podría verse afectado contemporáneamente también por choques en el tipo de cambio. De ser así, u_2 y u_3 serían combinaciones de los verdaderos choques de demanda agregada y de tipo de cambio. En la sección 2 se estudia la robustez del esquema de identificación.

2 Estimación

Esta sección presenta los principales resultados de la investigación. Se documenta una disminución significativa de las estimaciones del efecto traspaso, especialmente para los precios del productor y del consumidor. El cambio es rápido y coincide con el momento en que la inflación peruana alcanzó niveles internacionales por primera vez en la historia reciente. Para entonces la economía peruana había cumplido con todas las condiciones necesarias para adoptar plenamente un régimen de metas de inflación. Por lo tanto, la experiencia peruana constituiría un claro ejemplo de la hipótesis de Taylor (2000), que sostiene que entornos de baja inflación son fundamentales en la reducción del efecto traspaso del tipo de cambio.

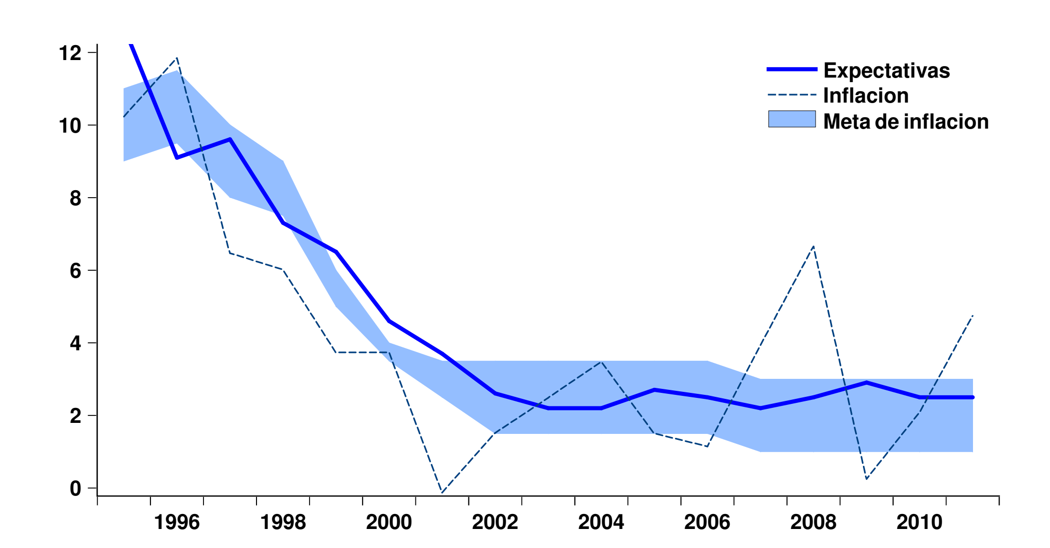
La desinflación peruana y el régimen de meta de inflación

A inicios de la década de los 90, el Banco Central de Reserva del Perú (BCRP) inició un programa de desinflación que redujo la inflación de niveles hiperinflacionarios (alrededor de 140% en 1991) a niveles de un dígito (6.5% en 1997) y finalmente a niveles internacionales (3.7% en 1999 y 2000). El proceso de desinflación fue gradual en la medida en que el BCRP acumulaba credibilidad y construía una reputación como un banco central capaz de preservar la estabilidad monetaria. Con el objetivo de reforzar su capacidad para anclar las expectativas de inflación, el BCRP empezó a anunciar anualmente rangos de meta de inflación en 1994.

De esta manera, luego de algunos años de reducción de la inflación y de su volatilidad, la economía peruana alcanzó las condiciones necesarias para consolidar la estabilidad de precios y adoptar un esquema de metas de inflación en el 2002, cuando fueron anunciados objetivos inflacionarios de largo plazo. Este proceso fue complementado con un cambio definitivo en la meta operativa de la política monetaria, que pasó de ser un indicador cuantitativo como la tasa de crecimiento del dinero a ser la tasa de interés interbancaria de corto plazo. Ver Rossini y Vega (2008) para mayores detalles.

El Gráfico 1 muestra la evolución de la inflación y de los pronósticos de la inflación realizados por los agentes económicos del sector privado. Se observa que las expectativas han sido ancladas por las

Gráfico 1. *Inflación, expectativas inflacionarias y metas de inflación en Perú (1994 - 2011)*



Notas: Los datos sobre la inflación y las metas de inflación provienen del Banco Central de Reserva del Perú. Las expectativas son las proyecciones dos años en adelante del *Latin American Consensus Forecast* correspondientes a los primeros números de cada año: febrero hasta e incluyendo 2001, y enero a partir de 2002).

metas anunciadas: las expectativas de inflación se han situado dentro del rango meta desde la adopción del régimen de metas de inflación. El rango meta de inflación ha servido como una referencia para las previsiones de mediano y largo plazo del sector privado. Este resultado es cierto inclusive en años difíciles como 2007 al 2009 ó 2011, cuando la economía se ve afectada por choques considerables y persistentes sobre el precio de alimentos y combustibles, que desviaron la inflación de su nivel objetivo.

Dada esta dinámica, se puede concluir que el BCRP ha conseguido establecer un régimen creíble de inflación controlada. Esta secuencia de eventos resulta fundamental para comprender la evolución del marco institucional detrás de los estimados del efecto traspaso que se detallan líneas abajo.

Resultados base

Se utilizan datos mensuales desde enero de 1992 hasta diciembre de 2011. Todas las variables ingresan al VAR como cambios porcentuales anualizados, con excepción de la actividad económica que ingresa como un cambio respecto a similar mes del año previo para controlar por estacionalidad. En la especificación base, la inflación externa π_t^* es medida como el promedio ponderado de las inflaciones del IPC de los principales socios comerciales de Perú, utilizando pesos de comercio internacional; la actividad económica a_t es calculada con el índice mensual del PBI; la depreciación nominal s_t es la variación del tipo de cambio nuevos soles por dólar; la inflación de las importaciones en nuevos soles π_t^m es el cambio del índice de precios al por mayor de productos importados; la inflación del productor π_t^w es el cambio del índice de precios al por mayor de bienes producidos nacionalmente; finalmente, π_t^c es la inflación del IPC. En el anexo se detallan las definiciones y fuentes de los datos.

Con una frecuencia mensual, los datos son inevitablemente volátiles. Algunos eventos externos no modelados, como el *boom* en los precios de los *commodities* durante el 2007-2008 y las crisis financieras de 1998-1999 y de 2008-2009, produjeron observaciones aberrantes (*outliers*) en la muestra que pueden influir en las estimaciones del VAR. Con el objetivo de controlar estas irregularidades en los datos, se extendió la forma reducida del VAR de la siguiente manera:

$$\boldsymbol{y}_t = \boldsymbol{\alpha} + \boldsymbol{A}(L)\boldsymbol{y}_{t-1} + \boldsymbol{\phi}D_t + \boldsymbol{\varepsilon}_t\,, \tag{6}$$

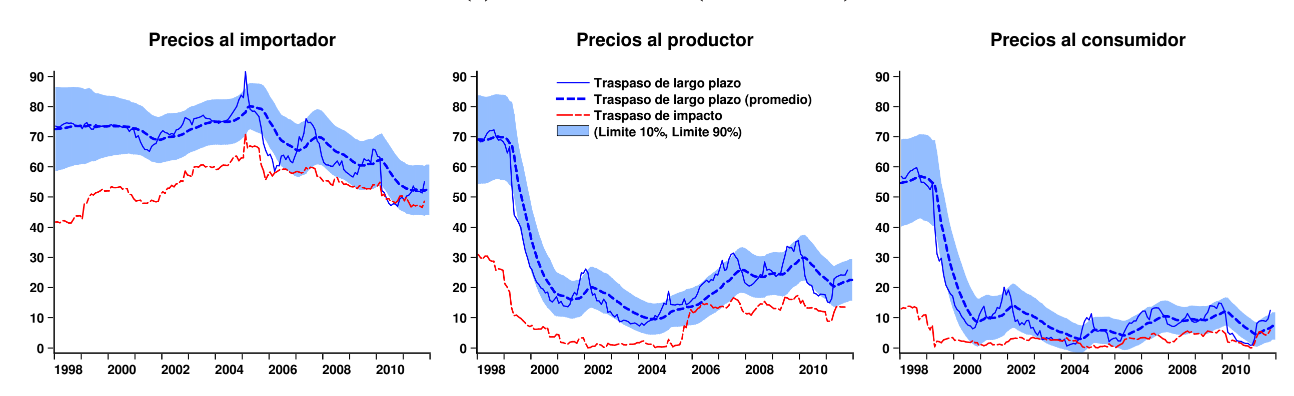
donde D_t una variable *dummy* de pulso que es igual a uno en el periodo t si cualquiera de las variables en el VAR $\boldsymbol{y}_t$ presenta un valor atípico en ese periodo. El proceso de detección de estos valores es en cierto modo estándar. En primer lugar, los residuos de un VAR estimado con toda la muestra son almacenados. Luego, se identifican los valores atípicos como las observaciones que corresponden a residuos fuera de la banda dada por el promedio móvil de 24 meses más/menos tres veces la desviación estándar de toda la muestra. El anexo muestra los *outliers* detectactados para cada variable.

El VAR (6) es estimado utilizando ventanas móviles de tamaño fijo $n = 72$; es decir, cada muestra contiene 6 años de datos. La primera ventana se extiende desde enero de 1992 hasta enero de 1998. Luego, se agrega una observación a la vez y se elimina un periodo inicial de manera que el tamaño de la ventana se mantiene. Este proceso se repite hasta alcanzar la última ventana móvil que abarca desde diciembre del 2005 hasta diciembre del 2011. Se puede argumentar que una muestra relativamente pequeña de $n = 72$ observaciones es razonable para estimar un VAR de 6 variables, toda vez que se trata de un sistema parsimonioso. Por esta razón, para cada submuestra se selecciona el número de rezagos p desde $p = 1$ hasta $p = 6$ para minimizar el criterio de información Bayesiano (o criterio de Schwartz) (CIB), conocido por asignar mayor peso a modelos relativamente pequeños.

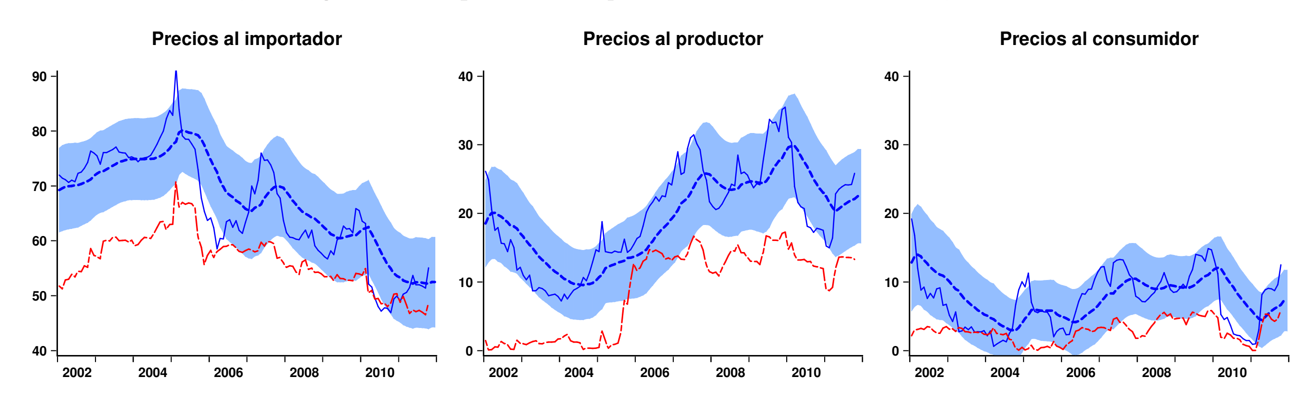
La exposición se concentra en estimaciones del efecto traspaso de largo plazo ψ_∞, con referencias ocasionales al efecto traspaso de impacto ψ_0. El Gráfico 2 (p. 16) muestra los resultados, donde el eje horizontal corresponde a la última observación en una ventana. Para facilitar la inspección visual de los

Gráfico 2. *Resultados de las estimaciones móviles*

(a) Toda la muestra (1998 - 2011)



(b) Luego de la adopción del esquema de metas de inflación (2002 - 2011)



resultados, se incluye un promedio móvil del traspaso de largo plazo y de su intervalo de 90 por ciento de confianza. El mismo promedio móvil fue aplicado a las series de tiempo de las estimaciones móviles de ψ_∞ y aquellas de $\psi_\infty \pm 1.65 \times$ error estándar(ψ_∞).

Se puede observar en el Gráfico 2(a) que el efecto traspaso de largo plazo ha disminuido durante el periodo de análisis en todas las etapas de la cadena de distribución. En particular, el traspaso a la inflación de las importaciones se ha reducido gradualmente desde un estimado de alrededor de 70 por ciento hacia fines de los 90´s hasta cerca de 50 por ciento una década después. Sin embargo, lo más saltante es la fuerte y significativa reducción del traspaso de impacto y de largo plazo en la segunda etapa, relacionada con los precios del productor: de 70 por ciento a alrededor de 20 y 30 por ciento. La combinación de estas tendencias permite explicar una reducción significativa del traspaso a los precios del consumidor, de 60 por ciento a cerca de 10 por ciento hacia el final de la muestra.

La notable disminución del traspaso a los precios del productor y consumidor revela un cambio de régimen en el comportamiento de fijación de precios por parte de las firmas y los minoristas. A pesar de que la economía peruana ha experimentado algunas mejoras de productividad en su sector manufacturero, la composición de sus costos y su dependencia de insumos importados ha cambiado muy ligeramente. Aun así, el ritmo de dichos cambios es usualmente gradual y es poco verosímil como explicación de una disminución súbita en el efecto traspaso. Por tanto, la dinámica de la reducción del efecto traspaso favorece una interpretación como la de Taylor (2000). No es coincidencia que el cambio se produzca poco antes de la adopción del régimen consistente de meta de inflación, en particular cuando la inflación alcanzó por primera vez un valor por debajo de 5 por ciento (en 1999, la inflación fue 3.7 por ciento), y dejó de mostrar una tendencia decreciente para finalmente estabilizarse en niveles internacionales.

El Gráfico 2(b) muestra la evolución del efecto traspaso durante el ejercicio del esquema de metas de inflación. Aunque algunos de los aumentos y disminuciones en las estimaciones de corto plazo pueden estar vinculados con la evolución de la balanza comercial o con el grado de apertura de la economía, sus efectos quedan reducidos por comparación con el declive a principios del 2000. Además, una serie de procedimientos formales de contraste estadístico no pueden rechazar la hipótesis de que en dos momentos dados (después de la adopción del esquema de metas de inflación) las estimaciones sean estadísticamente las mismas. Visualmente, en la mayoría de ocasiones, y en todas las etapas de la cadena distributiva, la estimación en el periodo t_1 se encuentra dentro del intervalo de 90 por ciento de confianza registrado en el momento t_0, para $\{t_0, t_1\} > 2002$. En otras palabras, la variación temporal en el periodo posterior a la adopción del esquema de metas de inflación es probablemente atribuible a errores de muestreo y no necesariamente a cambios fundamentales en los parámetros del modelo.

Análisis de sensibilidad

Con el objetivo de evaluar la sensibilidad de los resultados anteriores, y especialmente para constatar si la disminución documentada del efecto traspaso es un artificio de los datos o proviene de una incorrecta identificación de los choques, se desarrollan cuatro grupos de pruebas de robustez.

El primero tiene como propósito investigar si las estimaciones son sensibles a la definición de las variables utilizadas en el VAR:

(a) En el modelo base la inflación externa π_t^* es la variación del agregado de los índices de IPC en dólares de los socios comerciales de Perú, utilizando pesos de comercio internacional. Éste es el índice empleado en los registros oficiales del tipo de cambio real multilateral. Debido a que π_t^* se basa en datos de los IPC, podría no reaccionar ni firme ni oportunamente a choques sobre los precios de los *commodities* que probablemente afecten la inflación peruana, y que podrían ser importantes para separar adecuadamente los choques externos de los choques del tipo de cambio. Una alternativa es considerar los precios de las importaciones (también en dólares) usados para el cálculo de los términos de intercambio, los cuales contienen a la inflación externa del IPC como un componente y también incluyen los precios de los *commodities*.

(b) De manera similar, la actividad económica a_t es medida por la tasa de crecimiento de un índice del PBI en el modelo base. Ello incluye algunos componentes, como exportaciones, que no afectarían la inflación interna. Una medida alternativa, probablemente más relacionada con presiones domésticas sobre precios, es utilizar la tasa de crecimiento de un índice de demanda interna.

(c) El tipo de cambio nominal en el modelo base es bilateral: nuevos soles por dólar americano. Si bien es cierto que Estados Unidos es uno de los socios comerciales e inversionista extranjero más importantes del Perú, existen otros como los países de la Eurozona o China que reportan flujos comerciales y de capital igualmente considerables. Ello invita a tratar a s_t como el cambio de un tipo de cambio multilateral. Luego, se utiliza como tipo de cambio nominal el precio expresado en nuevos soles del promedio ponderado de una canasta conformada por divisas, empleado también para las estadísticas oficiales del tipo de cambio real multilateral. Consistentemente con esta manera de medir el tipo de cambio nominal, en este ejercicio la inflación externa π_t^* corresponde al IPC ponderado según el comercio, expresado en las unidades de la canasta de divisas.

(d) Otra versión del modelo utiliza la inflación *subyacente* del IPC en lugar de la inflación del IPC. La primera es más suave y marca la tendencia de la segunda. Además, es bien sabido que las medidas de inflación subyacente son preferidas para el análisis de política monetaria, y para la evaluación de la inflación de mediano plazo. Por construcción, la inflación subyacente excluye algunos elementos volátiles de la canasta del IPC. La mayoría de estos elementos son sensibles a los precios mundiales

de los *commodities* y su exclusión podría alterar las estimaciones del efecto del traspaso a lo largo del tiempo.

El segundo grupo de pruebas de robustez está relacionado con los métodos utilizados para identificar el choque del tipo de cambio:

(e) Se sabe que la estructura recursiva impuesta por la factorización de Cholesky en un sistema como (5) depende del ordenamiento de las variables en el VAR. Dado que la identificación exacta no es contrastable empíricamente, existe interés por determinar cómo el análisis estructural basado en la FIR está influenciada por ordenamientos causales alternativos. Se puede argumentar que la primera y las tres últimas ecuaciones en el sistema (5) corresponden a un ordenamiento conceptualmente correcto: mientras que la primera ecuación identifica un choque exógeno externo a una economía pequeña y abierta, el último grupo de ecuaciones ayuda a identificar choques a los márgenes de ganancia que afectan las diferentes etapas de la cadena distributiva. Debido a que no se logra hallar una justificación clara para (5b) y (5c), es natural revertir el ordenamiento de estas ecuaciones como parte de un análisis de sensibilidad. Así, se llega a una estructura exactamente identificada alternativa, imponiendo la restricción $b_{32} = 0$ en (5c) y permitiendo que $b_{23} \neq 0$ en (5b).

(f) Un enfoque alternativo consiste en basar las estimaciones del efecto traspaso en las funciones de impulso respuesta generalizadas (FIRG) desarrolladas en Pesaran y Shin (1998). Las FIRG responden a la noción de un impulso respuesta *medio*: cuando una variable es afectada por un choque, las otras variables también se ven implícitamente afectadas por sus patrones históricos de correlaciones. Los cálculos son como antes con $\boldsymbol{\delta}$ redefinido como $\boldsymbol{\delta} \propto \boldsymbol{\Omega}\mathbf{e}_i$; es decir, fijando $\boldsymbol{B} = \boldsymbol{\Omega}$ en (4). Esta expresión aparece luego de afectar la k-ésima innovación del sistema e integrar, bajo un supuesto de normalidad, los efectos de las innovaciones restantes. A diferencia de los choques ortogonalizados, los FIRG no dependen del ordenamiento de las variables en el VAR.

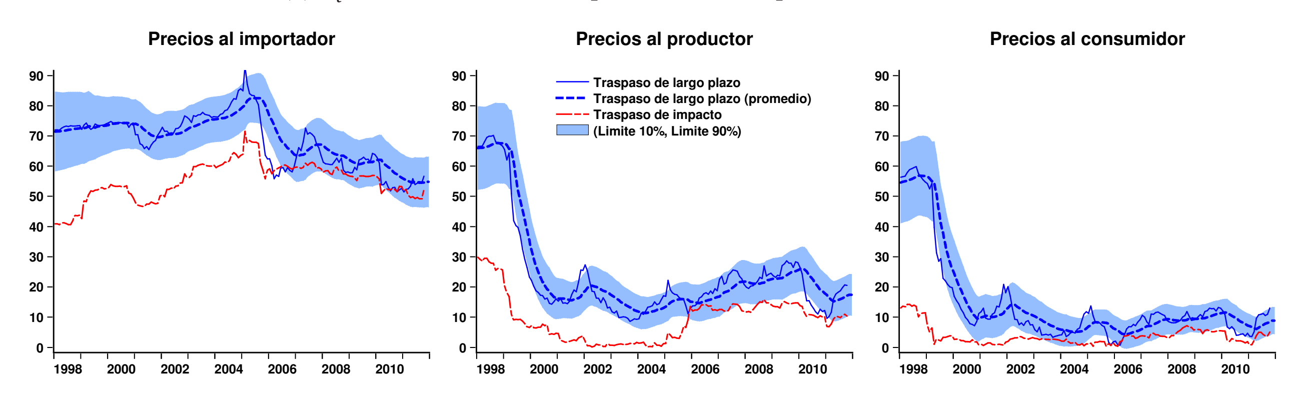
En el tercer grupo se varían algunos parámetros utilizados en las estimaciones móviles:

(g) El tamaño de las muestras móviles de la sección previa es $n = 72$ observaciones; es decir, el equivalente a 6 años de datos mensuales. Se podría argumentar que esta es una muestra de tamaño relativamente pequeño para estimar un modelo VAR, y que el uso del CIB como el criterio para la selección del número de rezagos del sistema, tendería a favorecer con mayor frecuencia de lo normal a especificaciones que son demasiado parsimoniosas (p pequeño). Para afirmar o rechazar esta afirmación y tomando en cuenta las restricciones impuestas por la disponibilidad de datos, se repite el ejercicio de estimación con ventanas móviles de $n = 96$, observaciones, que equivale a 8 años de datos mensuales. El aumento en el tamaño de la muestra induciría al CIB a elegir especificaciones con dinámicas más ricas (p más grande), lo que podría afectar los estimados del efecto traspaso en el Gráfico 2.

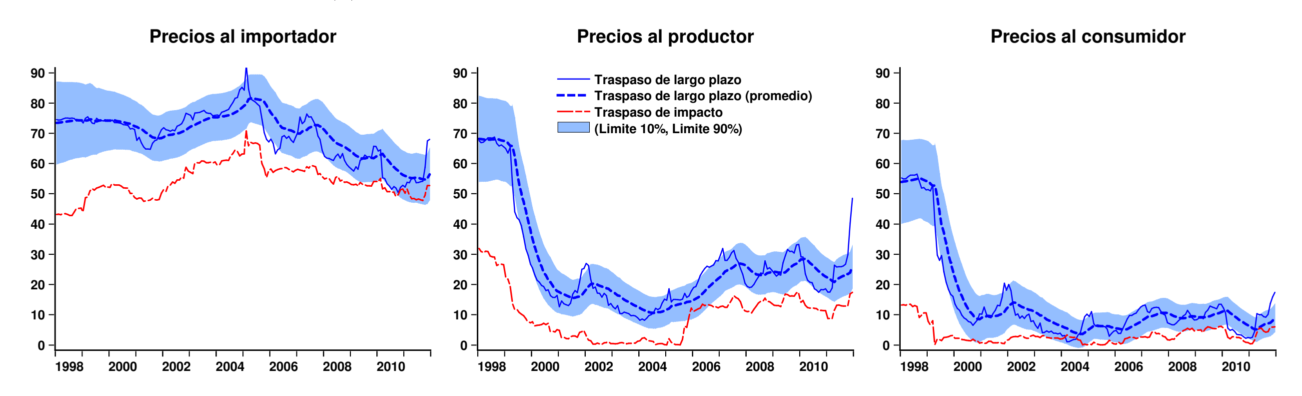
(h) Las estimaciones de las ventanas móviles pueden ser engañosas al mostrar variación del tiempo incluso en ocasiones en donde los verdaderos parámetros subyacentes son constantes. Esto se debe a la presencia de un “paseo aleatorio” que emerge de la acumulación de n errores de muestreo entre las ventanas. En el caso de los parámetros constantes, los sesgos de muestras pequeñas se mantienen de orden $O_p(1/n)$. La naturaleza variante en el tiempo del efecto traspaso puede ser estudiada alternativamente utilizando estimaciones recursivas, que son más fiables para medir cambios en los parámetros y en revelar la naturaleza de los sesgos por errores muestrales. Por ejemplo, en el caso de los parámetros constantes, los sesgos del muestreo se aproximan a cero conforme el tamaño de la ventana se incrementa. Aquí, la primera observación queda fija (en enero de 1993) y el modelo VAR es estimado repetidamente agregando una observación en cada periodo. Los resultados son estimaciones del traspaso basadas en un tamaño de muestra incremental, de $n \simeq 60$ a $n \simeq 225$.

GRÁFICO 3. *Pruebas de robustez*

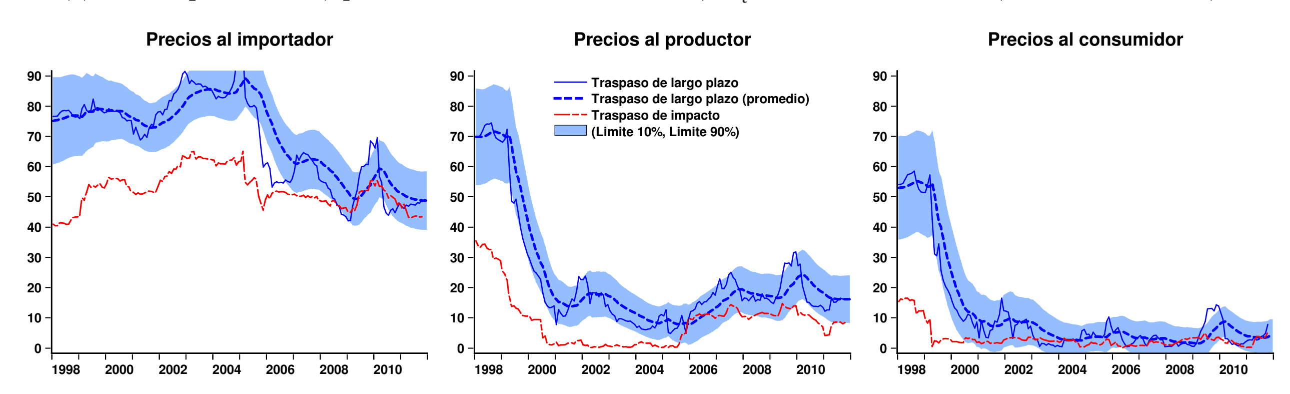
(a) π_t^* = Inflación sobre el precio de las importaciones en US$



(b) a_t = Crecimiento del índice de demanda doméstica



(c) s_t = Depreciación (tipo de cambio nominal efectivo), π_t^* = Inflación del IPC (canasta de divisas)



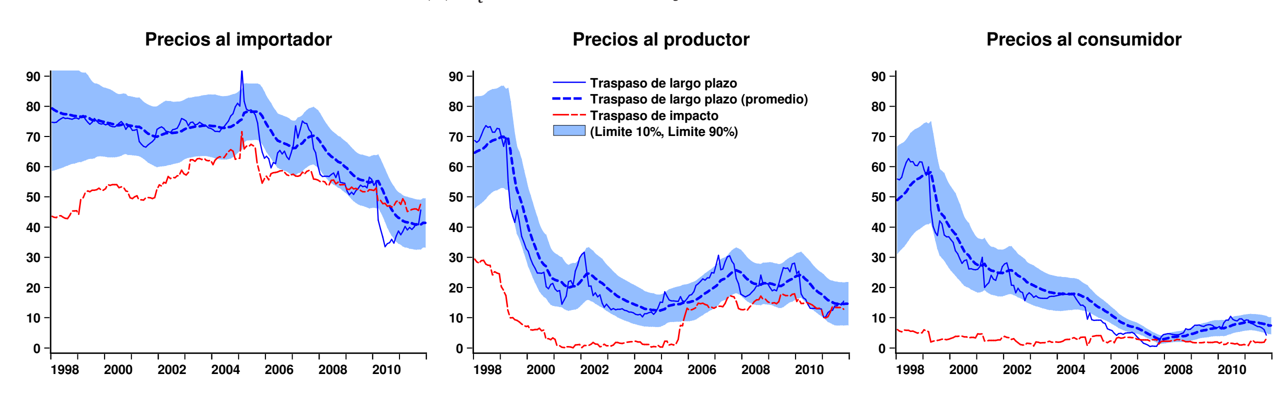
En el grupo final de resultados, el método de estimación del VAR se modifica:

(i) En lugar de estimar (6) por mínimos cuadrados, se opta por estimar (1) sin incorporar las correcciones de las variables *dummies* pero utilizando métodos que tomen en cuenta la naturaleza volátil de los datos.

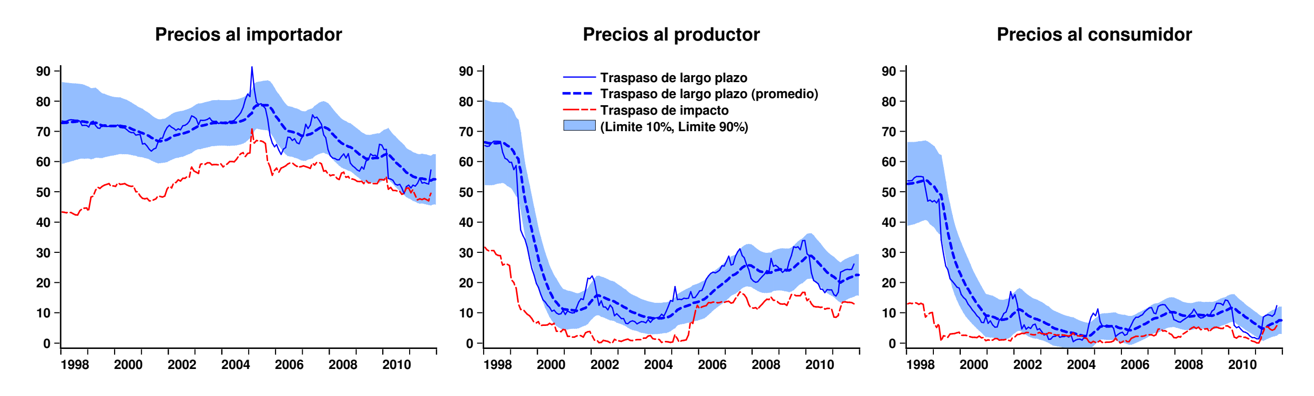
Franses y Lucas (1998) proponen un método robusto a los valores atípicos basado en la idea de utilizar una función de verosimilitud proveniente de una distribución leptocúrtica para los errores (en contraste con la distribución normal, implícita en el análisis estándar del VAR). Estos autores muestran que la estimación por seudo-máxima verosimilitud basada en un distribución t multivariada para las innovaciones $\boldsymbol{\varepsilon}_t$ con v grados de libertad, es equivalente a estimar un VAR estándar por mínimos cuadrados con variables ponderadas ($w_t \boldsymbol{y}_t$), donde la t-ésima observación es

Gráfico 3 (continuación). *Pruebas de robustez*

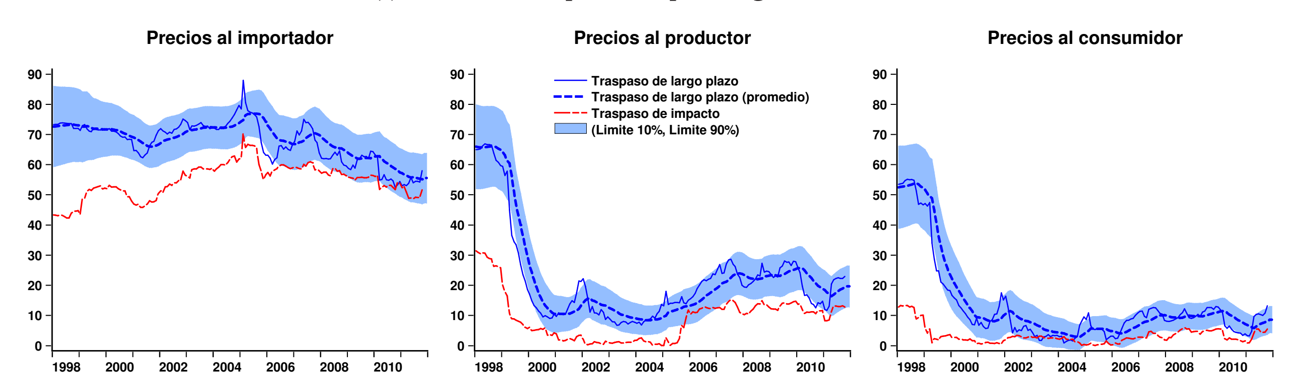
(d) π_t^c = Inflación subyacente del IPC



(e) Ordenamiento alternativo de las variables



(f) Funciones impulso respuesta generalizadas



ponderada de la siguiente manera:

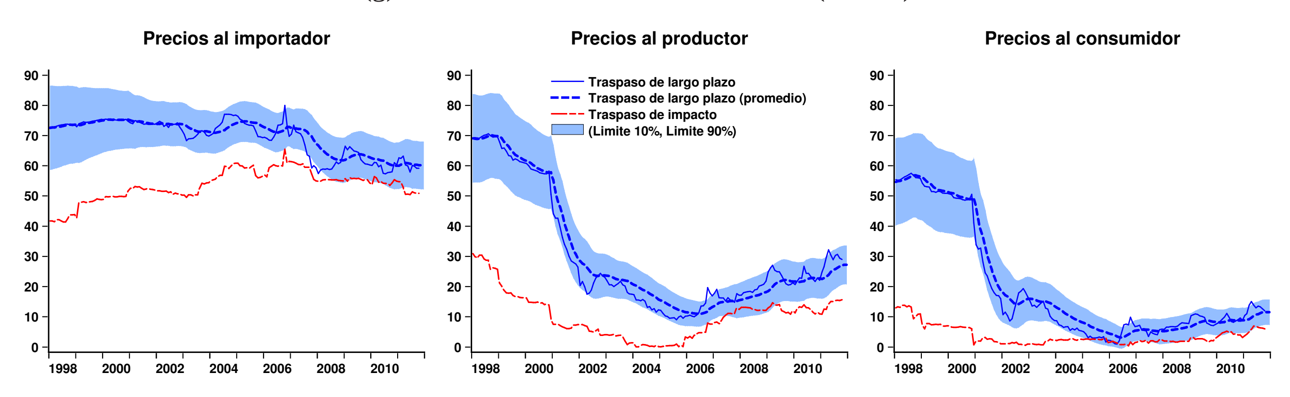
$$w_t = \sqrt{\frac{v + k}{v + \boldsymbol{\varepsilon}_t{}'\boldsymbol{\Omega}^{-1}\boldsymbol{\varepsilon}_t}}\,. \tag{7}$$

Esta transformación disminuye automáticamente grandes residuos y le da robustez al análisis en cuanto a los valores extremos se refiere. El número de grados de libertad se fija en $v = 5$, una elección usual en la literatura.

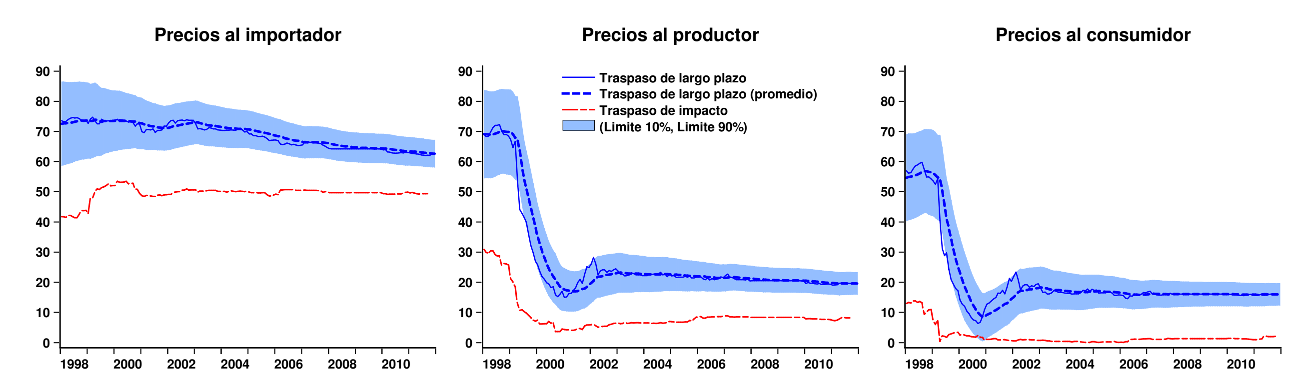
El Gráfico 3 presenta las estimaciones alternativas. Son tres los ejercicios que muestran las diferencias más marcadas con respecto a los resultados referidos en el Gráfico 2(a), por lo que resulta conveniente

GRÁFICO 3 (CONTINUACIÓN). *Pruebas de robustez*

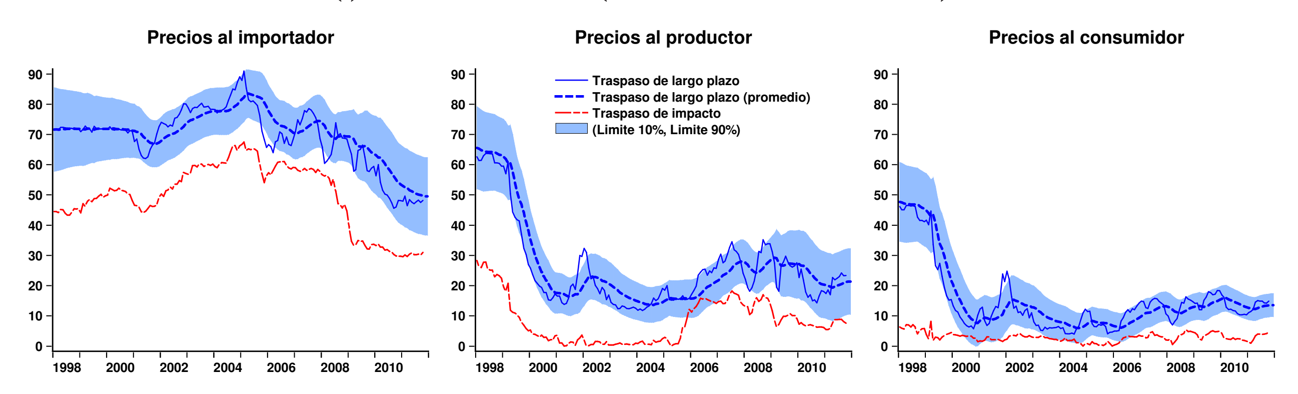
(g) Aumento del tamaño de la ventana (n = 96)



(h) Estimación recursiva (aumentando el tamaño de la ventana de $n \simeq 60$ a $n \simeq 225$)



(i) Estimación robusta (seudo-máxima verosimilitud)



comentarlos. El primero es el panel (c), donde el tipo de cambio multilateral es utilizado en lugar del bilateral. El traspaso a los precios de las importaciones es generalmente mayor mientras que el traspaso a la inflación del productor y consumidor es ligeramente más volátil. Este resultado proviene del hecho de que el tipo de cambio multilateral ha sido menos volátil que el bilateral.

El segundo ejercicio de interés corresponde al panel (d), donde la disminución en el traspaso a la inflación del consumidor medida por la inflación subyacente del IPC es menor. Este resultado se vincula con el hecho de que la inflación subyacente es una tendencia de la inflación del IPC, por lo que es más persistente pero centrada en horizontes largos sobre los mismos valores que la inflación del IPC. Sin embargo, aún se reduce de 60 a cerca de 10 por ciento, como en el modelo base.

Finalmente, la estimación recursiva del panel (h) muestra una dinámica distinta de las estimaciones

del traspaso luego de la adopción del régimen de metas de inflación. Ello confirma la conclusión que los movimientos del efecto traspaso se deben simplemente a la acumulación de los errores de muestreo, y no necesariamente reflejan un verdadero cambio en los parámetros poblacionales del VAR. Sin embargo, la fuerte caída del traspaso a los precios del consumidor y productor (tanto en el impacto como en el largo plazo) al inicio de los 2000 es aún prominente, y no puede ser atribuida a variabilidad muestral.

Con todo ello puede concluirse que los resultados son notablemente robustos a los datos utilizados, a la manera en que el choque del tipo de cambio es identificado, a la forma en que la variación temporal de los parámetros es obtenida, y al método de estimación del VAR. Las principales conclusiones sobre el comportamiento del efecto traspaso se mantienen cualitativamente y casi cuantitativamente.

3 Observaciones finales

Una visión consensuada es que en economías abiertas un efecto traspaso bajo otorgaría al Banco Central mayores grados de libertad para conducir una política monetaria independiente, y facilitaría a su vez la implementación de régimenes de metas de inflación. En este sentido, las estimaciones presentadas para el Perú cierran un círculo virtuoso: el alcanzar las condiciones para adoptar un régimen de metas de inflación habría contribuido significativamente con la reducción del efecto traspaso.

Otra implicancia de política relevante se desprende del fenómeno opuesto. La reducción en el efecto traspaso del tipo de cambio no debe ser percibida necesariamente como un cambio permanente. En caso de que el nivel de inflación y su persistencia se incrementasen en el futuro, por ejemplo, como el resultado de choques a los precios de los *commodities* de gran magnitud y duración, se podría atestiguar un incremento en el traspaso que, a su vez, podría acelerar presiones inflacionarias.

A pesar de que los resultados presentados son específicos al caso peruano, es probable que compartan similitudes con las experiencias de otras economías emergentes. De ser éste el caso, la conclusión de Vega y Winkelried (2005), de que el régimen de metas de inflación ejerce resultados positivos cuando es adoptado por un país en desarrollo, podría ser complementado con un efecto traspaso bajo entre sus beneficios. Se considera que una línea interesante de investigación futura es replicar el análisis empírico acá propuesto a otros países en desarrollo.

Anexo: Datos

El Cuadro 1 (p. 23) describe los datos utilizados. Para cada variable, la primera definición es utilizada en el modelo base, mientras que las otras se utilizan en las pruebas de robustez. La mayoría de las series están disponibles en la página web del BCRP (http://www.bcrp.gob.pe/statistics.html) y son publicadas regularmente en su *Nota Semanal*. Cuando está disponible, la columna "Fuente" del Cuadro 1 muestra el número de la página de la Nota Semanal donde se encuentra cada serie. La información sobre los índices de precios al por mayor, utilizada para medir los precios del importador y productor, provienen del Instituto Nacional de Estadística e Informática (INEI) y también está disponible en el portal web del INEI (http://iinei.inei.gob.pe/iinei/siemweb/publico).

Referencias

Adolfson, M. (2007), "Incomplete exchange rate pass-through and simple monetary policy rules", *Journal of International Money and Finance*, 26(3), 468-494.

Cuadro 1. *Descripción de los datos y fuentes de información*

Variable	Definición	Fuente	Valores Atípicos
π^*	Índice de precios externos (US$, 1994 = 100)	45	2008.03, 2008.10
	Índice de precios de las importaciones (US$, 1994 = 100)	60	2004.01
	Índice de precios externos (canasta de divisas, 1994 = 100)	45	
a	PBI (1994 = 100)	63	
	Demanda Doméstica (1994 = 100)	63	2006.03
s	Tipo de cambio nominal S/. por US$, venta bancario	40	1999.01, 2007.10, 2008.05
	Tipo de cambio nominal (S/. por canasta)	43	1999.02, 2008.06
π^w	Índice de precios al por mayor - productos importados (1994 = 100)	INEI	2006.03, 2008.02
π^m	Índice de precios al por mayor - productos nacionales (1994 = 100)	INEI	2009.01, 2009.02
π^c	IPC de Lima (2009 = 100)	50	2002.11
	IPC subyacente de Lima (2009 = 100)	50	2006.02, 2007.11, 2011.03

Campa, J. y L. Goldberg (2005), "Exchange rate pass-through into imports prices", *Review of Economics and Statistics*, 87(4), 679-690.

Castillo, P., L. R. Maertens y G. Rodríguez (2011), "Does the exchange rate pass-thorugh into prices change when inflation targeting is adopted? The Peruvian case study between 1994-2007", Pontificia Universidad Católica del Perú, Documento de trabajo 314.

Choudhri, E. U. y D. S. Hakura (2006), "Exchange rate pass-through to domestic prices: Does the inflationary environment matter?", *Journal of International Money and Finance*, 25(4), 614-639.

Clark, T. E. (1999), "The responses of prices at different stages of production to monetary policy shocks", *Review of Economics and Statistics*, 81(3), 420-433.

Flamini, A. (2007), "Inflation targeting and exchange rate pass-through", *Journal of International Money and Finance*, 26(7), 1113-1150.

Franses, P. H. y A. Lucas (1998), "Outlier detection in cointegration analysis", *Journal of Business and Economic Statistics*, 12, 471 - 478.

Goldberg, P. K. y M. M. Knetter (1997), "Goods prices and exchange rates: What have we learned?", *Journal of Economic Literature*, 35(3), 1243-1272.

Hendry, D. F. (2006), "Robustifying forecasts from equilibrium-correction systems", *Journal of Econometrics*, 135(1-2), 399-426.

Marazzi, M. y N. Sheets (2007), "Declining exchange rate pass-through to U.S. import prices: The potential role of global factors", *Journal of International Money and Finance*, 26(6), 924-947.

McCarthy, J. (2007), "Pass-through of exchange rates and import prices to domestic inflation in some industrialized economies", *Eastern Economic Journal*, 33(4), 511-537.

Mihaljek, D. y M. Klau (2008), "Exchange rate pass-through in emerging market economies: what has changed and why?", en Bank for International Settlements (ed.), *Transmission mechanisms for monetary policy in emerging market economies*, 35, 103-130, Bank for International Settlements.

Pesaran, H. M. e Y. Shin, "Generalized impulse response analysis in linear multivariate models", *Economics Letters*, 58(1), 17-29.

Rossini, R. y M. Vega (2008), “The monetary policy transmission mechanism under financial dollarisation: The case of Peru 1996 - 2006”, en Bank for International Settlements (ed.), *Transmission mechanisms for monetary policy in emerging market economies*, 35, 395-412, Bank for International Settlements.

Takhtamanova, Y. F. (2010), “Understanding changes in exchange rate pass-through”, *Journal of Macroeconomics*, 32(4), 1118-1130.

Taylor, J. B. (2000), “Low inflation, pass-through, and the pricing power of firms”, *European Economic Review*, 44(7), 1389-1408.

Vega, M. y D. Winkelried (2005), “Inflation targeting and inflation behavior: A succesful story?”, *International Journal of Central Banking*, 1(3), 153-175.

Winkelried, D. (2003), “¿Es asimétrico el pass-through en el Perú?: Un análisis agregado”, Banco Central de Reserva del Perú, *Revista Estudios Económicos*, 10.

Winkelried, D. (2011a), “Traspaso del tipo de cambio hacia la inflación”, Banco Central de Reserva del Perú, *Revista Moneda*, 148, 4-7.

Winkelried, D. (2011b), “Exchange rate pass-through and inflation targeting in Peru”, Banco Central de Reserva del Perú, Working Paper 2011-012.

